

蚤数量与宿主数量和气象因子的关系

李 仲 来

(北京师范大学数学系 北京 100875)

张 万 荣

(内蒙古伊克昭盟地方病防治站 东胜 017000)

马 立 名

(吉林省地方病第一防治研究所 白城 137000)

摘要 根据内蒙古自治区鄂托克旗和鄂托克前旗1975—1989年长爪沙鼠密度、蚤指数监测数据和本地区气象站的7项气象因子资料,分别求出了蚤指数与鼠密度的直线和曲线的回归模型,与气象因子的最优回归子集模型和标准回归模型,给出了鼠蚤因子和气象因子间的典型相关分析。结论:宿主数量变化导致蚤指数变化;气象因子综合影响蚤指数;相对湿度和地表温度是影响蚤数量变动的重要因子;气象因子对蚤指数的影响大于对鼠密度的影响。

关键词 蚤指数,长爪沙鼠,气象因子,数学模型

蚤数量与宿主数量,已做过一些研究。Свиридов Г. Г. (1963)曾报道了大沙土鼠 *Rhombomys opimus* 数量与其寄生蚤数量的调查^[1]。马立名(1988)研究过达乌尔黄鼠 *Citellus dauricus*、黑线仓鼠 *Cricetulus barabensis*、喜马拉雅旱獭 *Marmota himalayana* 和达乌尔鼠兔 *Ochotona daurica* 数量与蚤指数关系^[2]。李书宝(1988)给出了达乌尔黄鼠密度与蚤指数的相关分析^[3]。李仲来等(1993)研究了松辽平原达乌尔黄鼠密度和气象因子与蚤指数关系^[4]。本文将从多种角度,对长爪沙鼠 *Meriones unguiculatus* 密度、蚤指数和气象因子的关系进行研究。

1 材料与方法

样地选在内蒙古自治区鄂托克旗查布苏木和鄂托克前旗布拉格苏木,地处东经106°42'—107°45',北纬38°10'—39'。根据土壤、地形,植被将调查区划分为4种栖息地类型:(1)短花针茅 *Stipa breviflora*、隐子草 *Cleisteogenes songorica* 为代表的沙砾质高平原台地。(2)油蒿 *Artemisia ordosica* 为代表的平缓沙地。(3)盐爪爪 *Kalidium gracile*、白刺 *Nitraria sibirica*、芨芨草 *Achnatherum splendens* 为代表的盐湿凹地。(4)藏锦鸡儿 *Caragana tibetica* 台地。

在 4 种栖息地内, 1975—1989 年每年春季 4—5 月, 秋季 10—11 月进行长爪沙鼠数量调查(缺 1976 年、1978 年调查资料)。样方以公顷为单位, 采用 24h 弓形夹法, 对捕获只数进行登记。每年两次调查数据的均值作为鼠密度 y_1 , 寄生蚤数量用指数 y_2 表示。气象数据取自鄂托克前旗吉拉气象站。气象因子取: x_1 = 年均气温、 x_2 = 年均相对湿度、 x_3 = 年总降水量、 x_4 = 年均气压、 x_5 = 年均地表温度(0cm)、 x_6 = 年蒸发量、 x_7 = 年日照。监测区在气象站半径为 50km 的范围内。数据见表 1。

表 1 1975—1989 年长爪沙鼠鼠密度和气象资料

年份	鼠密度 (只/ha)	蚤指数 (匹)	平均气温 (°C)	平均相对 湿度(%)	降 水 (mm)	平均气压 (bar)	平均地面 温度(°C)	蒸发量 (mm)	日照 (h)
1975	59.75	1.98	7.6	56	195.7	864.0	10.1	2517.6	2919.8
1977	8.08	0.48	7.3	53	294.0	864.3	9.9	2362.0	2958.4
1979	12.76	0.35	7.6	49	267.3	864.0	10.2	2537.8	2868.7
1980	12.77	0.37	7.4	47	147.3	864.2	10.4	2769.4	3089.0
1981	0.84	0.42	7.2	50	218.1	864.7	10.1	2353.5	2654.2
1982	0.30	1.86	7.8	49	147.4	864.4	11.0	2611.5	2679.2
1983	2.40	0.73	7.4	51	198.2	864.7	10.0	2434.8	2472.3
1984	21.40	0.28	6.4	51	355.9	863.8	9.3	2179.6	2802.0
1985	118.00	0.27	7.1	51	417.2	863.8	10.1	2240.9	2855.5
1986	30.52	0.74	6.6	50	203.0	867.8	9.7	2388.3	3067.6
1987	57.30	1.68	8.4	45	181.5	867.3	11.1	2910.5	3103.7
1988	76.20	1.17	7.0	50	287.4	867.9	10.1	2357.4	2917.2
1989	162.00	4.80	7.3	57	350.4	867.6	10.7	2350.1	2874.0
\bar{x}	43.25	1.16	7.3	51	251.0	865.3	10.2	2462.6	2866.3
s	50.24	1.26	0.5	3	85.4	1.7	0.5	205.5	182.6
最小值	0.30	0.27	6.4	45	147.3	863.8	9.3	2179.6	2472.3
最大值	162.00	4.80	8.4	57	417.2	867.9	11.1	2910.5	3103.7
$c.v(\%)$	116.15	107.84	6.9	6	34.0	0.2	4.9	8.4	6.4

1.1 基本统计分析

由表 1 知鼠密度、蚤指数的变异系数($c.v$)最大, 且最高年份鼠密度、蚤指数分别是最低年份的 540、18 倍, 表明密度和蚤指数在不同年份的波动变化剧烈。气象因子的 $c.v$ 较小, 年降水略大。

1.2 蚤指数与鼠密度的回归模型

首先, 求其直线回归方程为:

$$y_2 = 0.44552 + 0.01661y_1 \quad (0)$$

显著性检验: $F = 8.71 > F_{0.05}(1, 11) = 4.84$

再考虑曲线回归。在 20 种曲线模型中^[4],

选取 F 值大的相应的回归方程为

$$y_2 = 0.65304 + 0.00012y_1^2 \quad (0)$$

显著性检验: $F = 13.81 > F_{0.01}(1, 11) = 9.65$ 。

若我们求二次曲线方程 $y_2 = b_0 + b_1y_1 + b_2y_1^2$, 并做逐步回归, 引入和剔除变量的临界值均取 2, 结果也为(2)。由此表明, (2)恰为多项式回归中的逐步回归方程。

1.3 蚤指数与气象因子的最优回归子集

取蚤指数 y_2 做为因变量,气象因子 x_1-x_7 为自变量,利用回归分析或逐步回归分析方法,建立 y_2 与 x_1-x_7 的关系模型。

由于 7 个气象因子的一切可能回归方程有 $C_7^i (i=1,2,\dots,7)$ 个含 i 个气象因子的回归,共有 $2^7-1=127$ 个可能的回归,从中找出一个最好的,它所包含因子的回归方程即为所求,称为最优回归子集模型。

为节约篇幅,仅写出含 $i (i=1,2,\dots,7)$ 个因子的最优回归模型,结果见表 2。表 2 是按回归模型中因子个数的多少依次排列的。例如表 2 中的(3),其回归模型为

$$y_2 = -262.4810 + 0.2762x_2 + 0.2695x_4 + 1.6116x_5。$$

上式是从含有 3 个因子的 35 个回归模型中按残差平方和 Q ,选出最小的一个所得。其余类推。显著性检验: (1)为 $P < 0.10$, (2)—(5)为 $P < 0.001$, (6)—(7)为 $P < 0.01$ 。

为在表 2 中选出最优的回归模型,我们据 Aitkin(1974) 提出的 R^2 充分集的范围选取^[6]。设

$$R_0^2 = 1 - (1 - R_0^2)(1 + pF_\alpha(p, n - p - 1)/(n - p - 1))$$

称满足 $R^2 > R_0^2$ 的集为充分集。在 R^2 充分集中的因子才有资格被选为最优子集。然后在满足该子集中选 R^2 (全相关系数)较大的,且增加因子后, R^2 增加幅度很小(或 Q 减少幅度很小),在此原则下,选出的即为最优回归模型。

在本模型中, $n = 13$, $p = 7$, $R_0^2 = 0.9615$, 取 $\alpha = 0.05$, $F_\alpha(7, 5) = 4.88$, $R_0^2 = 1 - (1 - 0.9615)(1 + 7 \times 4.88/5) = 0.6985$, 故表 2 中(2)—(7)可选为最优子集。因 R_3^2 较大,且 $R_3^2-R_2^2$ 增加幅度很小(相邻的 R_i^2 之差小于 0.02),故(3)为最优回归模型。拟合结果见表 3。

表 2 含 $i (i=1,2,\dots,7)$ 个气象因子的最优回归模型

(i)	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	全相关系数 R^2	残差平方和 Q
(1)	-12.7993					1.3679			0.2940	3.3442
(2)	-32.0276		0.2809			1.8569			0.7855	4.0547
(3)	-262.4810		0.2762		0.2695	1.6116			0.9068	1.7615
(4)	-229.1423	-0.5515	0.2701		0.2301	2.1146			0.9177	1.5552
(5)	-215.8982	-0.9622	0.3031		0.2122	2.1157	0.0014		0.9282	1.3575
(6)	-232.7680	-1.0936	0.3110		0.2333	2.0650	0.0021	-0.0006	0.9331	1.2653
(7)	-271.0363	-1.7346	0.3508	0.0059	0.2750	1.7471	0.0066	-0.0023	0.9615	0.7273

若采用逐步回归,引入和剔除气象因子的临界值同取 2—4.5 中任一值,则回归方程恰为(3)。由此表明,本文中的局部最优回归(即逐步回归)恰为最优回归模型。

将表 1 数据做标准化处理后,得最优标准回归模型为

$$y_2' = 0.7154x_2' + 0.3610x_4' + 0.6388x_5' \quad (8)$$

其中 $x_i' (i=2,4,5)$ 与 y_2' 分别表示标准化因子。

1.4 鼠蚤因子与气象因子的典型相关分析

经计算,得第一组标准系数的典型变量为:

$$u_1 = 0.3171y_1 + 0.7608y_2$$

$$\begin{aligned}v_1 = & -0.6925x_1 + 0.8667x_2 + 0.6150x_3 + 0.3822x_4 + 0.6842x_5 \\ & + 1.1003x_6 - 0.2706x_7\end{aligned}$$

典型相关系数 $\lambda_1 = 0.9890$, 显著性检验: $Q_1 = 39.75 > \chi^2_{0.001}(14) = 36.12$.

第二组标准系数的典型变量为

$$\begin{aligned}u_2 = & 1.3006y_1 - 1.1015y_2 \\ v_2 = & 0.1879x_1 - 0.3873x_2 + 0.9585x_3 - 0.0057x_4 - 0.1791x_5 \\ & - 0.1559x_6 + 0.3576x_7\end{aligned}$$

$\lambda_2 = 0.8268$, 显著性检验: $Q_2 = 8.05 > \chi^2_{0.25}(6) = 7.84$ 。

2 结果与讨论

2.1 在鄂尔多斯暖温型荒漠草原, 秃病蚤蒙冀亚种 *Nosopsyllus laeviceps kuzenkovii*、同型客蚤 *Xenopsylla conformis*、吻短纤蚤 *Rhadinopsylla dives* 分别占主要宿主长爪沙鼠体蚤组成的 52.3%、27.2%、10.8%, 余为其它蚤^[7]。跳蚤和宿主之间的关系, 是在长期进化过程中适应下来的。跳蚤不能离开宿主, 其数量变化也受宿主数量变化的影响。由方程(0)和(0)'看出, 宿主数量的升降, 会显著导致蚤指数的升降 ($P < 0.05$)。由于鼠数量 and 蚤指数的单位不一致, 考虑变异系数分别为 116.15% 和 107.84%, 表明其变异程度基本一致, 且密度略大于蚤指数。

表 3 回归模型(7)拟合表

年份	蚤指数(匹)	回归值	残 差
1975	1.98	1.9113	0.0687
1977	0.48	0.5738	-0.0938
1979	0.35	0.3047	0.0453
1980	0.37	0.6816	-0.3116
1981	0.42	0.3380	0.0820
1982	1.86	1.6743	0.1857
1983	0.73	1.0020	-0.2720
1984	0.28	-0.2424	0.5224
1985	0.27	0.5902	-0.3202
1986	0.74	0.7361	0.0039
1987	1.68	1.4274	0.2526
1988	1.17	1.4048	-0.2348
1989	4.80	4.7289	0.0711

2.2 计算蚤指数 y_2 与气象因子 x_1-x_7 的相关系数依次为 $r_{y_2x_1} = 0.2819, r_{y_2x_2} = 0.5288, r_{y_2x_3} = 0.0536, r_{y_2x_4} = 0.4643, r_{y_2x_5} = 0.5403, r_{y_2x_6} = 0.0760, r_{y_2x_7} = 0.0269$ 。显著性检验: $r_{y_2x_j} (j = 1, 3, 4, 6, 7), P > 0.10; (j = 2, 5), 0.05 < P < 0.10$ 表明, 各气象因子对蚤指数的相关关系不显著 ($P > 0.05$), 即没有一种因子是单独、显著地起作用。而回归分析结果(7)表明, 7 个气象因子对蚤数量有显著影响 ($P < 0.01$), 是共同起作用的。由拟合值表 3, 蚤数量残差均在 $y_2 - \hat{y}_2 \in [-2\hat{\sigma}, 2\hat{\sigma}] = [-0.7628, 0.7628]$ 置信带内 ($P < -2\hat{\sigma} \leq y_2 - \hat{y}_2 \leq 2\hat{\sigma}) = 0.95, \hat{\sigma}$ 为标准误差), 表明气象因子能够较好地拟合蚤指数。

7个气象因子对蚤指数能够综合起作用 ($P < 0.01$) 并不等于同等看待一切因子。无论是从最优回归子集还是逐步回归, 入选气象因子均为相对湿度 x_2 、地表温度 x_3 和气压 x_4 。由于气象因子单位不一致, 不能对系数进行比较, 考虑做标准化变换后所求的标准回归方程(8), 结果为相对湿度和地表温度的系数分别为 0.7154 和 0.6388, 且接近于气压系数 0.3610 的 2 倍; 又在全部回归筛选中, 相对湿度和地表温度入选次数依次居第一、二位, 表明对蚤指数影响最大的气象因子是相对湿度和地表温度。

从表 2 看, 降水对蚤指数的影响较少, 但降水是影响长爪沙鼠的重要气候条件^[1-9]。因相对湿度、巢内湿度都受降水影响, 故也可影响蚤数量。

光是一个重要的生态因子, 它有多方面的作用, 其中以太阳光为最重要。由于跳蚤怕光, 喜欢钻在宿主的毛层中, 以避免光线刺激, 因此, 反映在回归模型中所起的作用较小。

跳蚤数量的变动, 受多种因素的影响。除各方面都依赖于宿主外, 气象因子 x_1-x_7 对蚤指数有显著的影响 ($P < 0.01$)。但仅由气象站所提供的数据是不足以解决蚤数量的波动^[10-11]。利用线性模型, 从数量上研究了对蚤指数影响的一个方面, 而现实中的某些气象因子对其影响可能是非线性的。如 1984 年的拟合值残差落在置信带内是满足要求的, 但拟合值是负值就是一个不合理现象, 它表明可能有某种非线性关系。

2.3 在将宿主和寄生因子、气象因子作为两组变量研究时, (1) 由于典型相关变量 u_1 与 v_1 的关系密切 ($P < 0.001$), 因 u_1 中鼠蚤系数的比例为 $0.3174:0.7608=1:2.4$, 知气象因子对蚤指数的密切关系优于鼠密度。在 v_1 中, 起作用较大的依次为蒸发量、相对湿度、地表温度、气温等, 即温湿因子显著影响蚤指数。蒸发量在 v_1 中起的作用大, 其原因可能是在鄂尔多斯荒漠草原, 由于气候干燥引起, 但巢内温度不会明显增高, 这样可能对蚤繁殖有力。(2) 典型相关变量 u_2 与 v_2 的相关检验 $P < 0.25$, 从 v_2 看, 起作用的主要为降水, 又降水与 u_2 中鼠密度同号, 表明降水增多时, 鼠密度上升, 反之亦然。注意到 u_2 中蚤指数为负号, 即当鼠数量增加时, 蚤指数可能下降。这是因为, 在长爪沙鼠骤增年份, 由于降水较多, 洞内湿度太高, 蚤死亡数量太多, 繁殖数量大大降低, 鼠与蚤数量可能呈负相关趋势。

2.4 蚤指数与宿主数量、气象因子的关系密切, 它还与动物鼠疫流行与否关系密切 ($P < 0.01$)。这是因为, 1975、1987—1989 年为长爪沙鼠动物鼠疫流行年份。将动物鼠疫流行年和未流行年数量化为 1 和 0, 计算蚤指数与相应年份间的相关系数 $r = 0.6876 > r_{0.01}(11) = 0.6835$ 。因此, 进行蚤数量动态研究, 对流行病学分析和鼠疫动物病预测预报, 同样具有重要意义。

参 考 文 献

- 1 Свиридов Г. Г. Применение радиоактивных изотопов в изучении некоторых вопросов экологии блох. Сообщение 2. Контакт зверьков и интенсивность обмена эктопаразитами в популяции большой песчанки. Зоол. ж., 1963, 42(6):947.
- 2 马立名. 蚤数量与宿主数量关系. 昆虫学报, 1988, 31(1): 50.
- 3 李书宝. 黄鼠数量与蚤指数及无鼠面积的相关回归关系. 中国地方病防治杂志, 1989, 4(鼠疫增刊): 44.
- 4 李仲来, 王成贵, 马立名. 达乌尔黄鼠密度和气象因子与蚤指数的关系. 中国媒介生物学及控制杂志, 1993, 4(4): 282.
- 5 花英. 计算机自动优选回归曲线方程. 数理统计与管理, 1989, 9(6): 39.
- 6 Aitkin, M. A.. Simultaneous inference and the choice of variable subsets. Technometrics, 1974,

- 16(2):221.
- 7 张万荣,李忠元,胡全林,等. 鄂尔多斯鼠疫自然疫源地主要蚤类的媒介意义. 中国媒介生物学及控制杂志, 1991,2(5): 312.
- 8 夏武平,廖崇惠,钟文勤,等. 内蒙古阴山北部农业区长爪沙鼠的种群动态及其调节的研究. 兽类学报, 1982, 2(2): 51.
- 9 李仲来,张万荣. 长爪沙鼠种群数量与气象因子的关系. 兽类学报,1993,13(2): 131.
- 10 孙儒泳. 动物生态学原理. 北京: 北京师范大学出版社,1987,165.
- 11 徐汝梅. 昆虫种群生态学. 北京: 北京师范大学出版社,1987,200.

ANALYSIS ON THE RELATIONS AMONG FLEA INDEX, POPULATION OF *MERIONES UNGUICULATUS* AND METEOROLOGICAL FACTORS

Li Zhonglai

(Department of Mathematics, Beijing Normal University Beijing 100875)

Zhang Wanrong

(Endemic Disease Control Station of Yikezhao Banner Dongsheng 017000)

Ma Liming

(First Institute of Endemic Disease Research of Jilin Province Baicheng 137000)

Abstract According to the population of *Meriones unguiculatus*, flea index and data of seven meteorological factors in Etuoke Banner and Etuokeqian Banner, Inner Mongolia Autonomous Region in 1975—1989, models of linear and curve regression between the flea index and the population of *M. unguiculatus* were obtained respectively. The optimum regression subsets of multipic linear regression were conducted between the flea index and meteorological factors. And then, the model of standard regression was also obtained. The canonical correlation analysis explained such relations of the flea index and their hosts population to the meteorological factors. The conclusions are as follows: The population of *M. unguiculatus* was the main factor affecting flea index. The meteorological factors exerted summing-up influence on the flea population, and yearly average relative humidity and temperature in the field were the two main factors with influence. Moreover, the flea index was influenced by the meteorological data greater than the population density of their hosts.

Key words flea index, *Meriones unguiculatus*, meteorological factor, mathematical model